

# 賃金カーブと地域間人口移動 — 相互関係の理論的・実証的分析 —

太田 聡一<sup>※</sup>

杉浦 裕晃<sup>※※</sup>

## 1. はじめに

同じ国の中でも、地域によって労働市場の状況が大きく異なることは、広く知られた事実である。日本については、厚生労働省(2003)が最近の失業面における地域間格差に注目し、近畿、九州、北海道、東北で失業率が高く、北陸、東海、中国、北関東・甲信では相対的に低くなっていることや、若年比率の高い地域やサービス業比率の高い地域で失業率が高い傾向があることを見出している。これらの点については、労働政策研究・研修機構(2004)もほぼ同じ結論に到達しているが、人口構造を注意深くコントロールすることで純粋な地域間失業率を導出しており、より精密な分析となっている<sup>1)</sup>。

失業率ばかりではなく、賃金水準も地域によって大きく異なる。一般に、都市部の賃金水準は高く、地方では低い傾向がある。2003年の「賃金構造基本統計調査」(厚生労働省)によれば、男性の「決まって支給する現金給与額(月額)」は、最高の東京で43万5千円に達するのに対して、最低の沖縄では27万4千円となっており、東京の7割に満たない。もちろん、学歴や年齢構成などの労働者の平均的な属性が地域間で異なっていることが格差の要因の1つであるが、それらをコントロールしても格差は残存することが知られている<sup>2)</sup>。

このように、地域間には労働条件の格差が存在しており、政策的な関心も高いが、その経済的メカニズムの解明は未だ十分とは言えない。とりわけ、地域別賃金と失業率との関係については、2つの対立する仮説が並立したままの状態となっている。第1の仮説は、伝統的なHarris

and Todaro(1970)(以下H-Tと表記)による補償賃金仮説であり、以下のように説明される。賃金の高い地域Aと賃金の低い地域Bの2つの地域から構成される経済を想起しよう。この場合、賃金の高さに引かれて地域Bの労働者は地域Aに移動する。もしも両地域の賃金が競争的に定まっているならば、地域Aにおける労働供給の増加と地域Bの労働供給の減少によって、各地域の賃金水準は平準化する。しかし、もしも両地域の賃金が固定的ならばいずれの地域にも失業が発生するが、賃金の高い地域Aの失業率は、賃金の低い地域Bの失業率よりも高くなるはずである。というのも、地域Bから地域Aに移動するメリットが解消するまで労働移動は続くが、移動メリットの解消のためには移動者が十分に多くなって、地域Aでの失業確率が高まる必要が生じるからである。よって補償賃金仮説は、賃金の高い地域は失業率も高いという、賃金と失業率の正の相関を主張する。

その一方で、Blanchflower and Oswald (1994)(以下ではB-O)は、多くの国々で地域の賃金と失業率の間で負の相関が見られることを発見し、それを賃金カーブ(the wage curve)と呼んだ。賃金と失業率の逆相関は、H-Tによる補償賃金仮説を否定するものであった。そのため、彼らの理論構成においては、地域間労働移動が重要な役割を果たさない、言い換えれば、地域間で労働市場が分断されているケースが検討されている。そのような想定のもと、賃金交渉モデルや怠業モデル(shirking model)を用いれば、各地域の賃金は当該地域の失業率と逆相関するようになる。賃金交渉モデルにおいては、失業率が高い地域の労働者は賃金交渉力が小さいので、妥結賃

※ 慶應義塾大学教授  
※※ 青森公立大学准教授

金が低下する。あるいは、失業率が高く、労働者にとって仕事を見つけにくい地域においては、企業は労働者の怠業を防止するためにわざわざ高い賃金を支払う必要は少なくなる。いずれにせよ、地域間労働移動の捨象が、賃金と失業率の負の関係をもたらすのである。

では、日本のデータからは賃金カーブが確認されるだろうか？図1には1997年および2001年の各都道府県について平均賃金と失業率を散布図に描いたものである。この図からは、右下がりの関係の存在は明確ではない。実際、両者の相関を計算してもほとんどゼロに近い。本稿の目的は、なぜこのような現象が生じるかについて、理論および実証の両側面から1つの解釈を提示することにある。

我々は本稿において、H-Tによる固定賃金モデルも、B-Oによる賃金カーブの解釈も、ともに極端なケースであると主張する。すなわち、賃金カーブのモデルに地域間労働移動を明示的に組み込めば、賃金と失業率の関係は正負いずれにもなりうることを証明する。具体的には、労働移動が存在しない場合には、地域の生産性格差によって賃金と失業率に負の関係がもたらされ、B-O流の賃金カーブを得る。一方、人口移動があると仮定すると負の関係は弱められ、場合によっては正の相関になる。これは、H-Tモデルの補償賃金のメカニズムが作動するためである。

本稿では、このようなインプリケーションを実際のデータによってテストした。都道府県別パネルデータを用いて平均賃金を説明する関数を推定したところ、若年者比率を説明変数から外した推計では、完全失業率の係数は正となり補償賃金仮説に沿う結論を得た。これに対して、若年者比率を説明変数に含む推計では、完全失業率の係数は負となり賃金カーブの議論と整合的な結果を得た。若年者比率は、労働移動の結果の一部を説明する変数と考え、前者は労働移動をコントロールしていない推計となる。このため、労働移動の影響を受けて補償賃金仮説と整合的な結果を得ることになる。後者では労働移動をコントロールした上で、平均賃金と完全失業率の関係を見ているので、賃金カーブが

前面に登場する<sup>3)</sup>。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、サーチモデルを用いて労働移動と賃金カーブの関係を捉える。第3節では、前節での議論に基づいた実証分析の方法とデータを紹介する。推計結果は第4節で述べられる。第5節で論文を締めくくる。

## 2. モデル

ここでは、Pissarides(2000)に代表されるサーチモデルの枠組みに労働移動を組み込んで、H-Tタイプの労働移動とB-Oモデルが示した賃金カーブの関係を考察する。この問題については既にSato(2000)がサーチモデルを用いて地域の生産性格差により賃金カーブが現れることを示している。彼のモデルでは地域間の移動コストがゼロであったが、本稿ではこの点を変更した理論モデルを提示する。

問題を単純化するため、注目する地域と他地域の2地域のみが存在する経済を考える。労働者は労働市場に参入する際に地域を選択する。現在住んでいる地域と移動先における資産価値を比較し、その格差が移動費用を上回れば移動する。移動費用 $c$ は各個人の受け継いだ資産などの外生的要因により大きさが異なり、分布関数 $F(c)$ を持つ分布から抽出される確率変数であるとする。この分布関数は地域に関して共通とする。移動費用は土地への愛着から得られる効用や遺産相続、土地売却などの金銭的理由によりマイナスになることもありうる点に注意されたい。単純化のため、地域間移動は非労働力のときにのみ行われるとする。

モデルは、標準的な無限連続時間のサーチモデルのフレームワークを用いる。定常状態に限定して分析するため、全ての変数は時間を通じて一定である。経済を構成する主体は企業と労働者の2種類であり、ともに危険中立的で共通の割引率 $\rho$ を持っているとする。それぞれの企業は1つの仕事を持っており、労働者を雇用し生産しているか、空席を準備して労働者を探しているかのいずれかの状態にある。各労働者についても、雇用されて生産に従事する状態と、失

業して企業を探している状態のいずれかの状態にある。

各瞬間において、労働者は  $\delta$  の確率で非労働力化あるいは死亡により市場から退出する。企業の求人数（空席数）を  $v$ 、失業者数を  $u$ 、さらにその比率  $v/u$  を  $\theta$  で表す。労働力人口を 1 に正規化すれば、失業者数  $u$  は失業率にも対応する。以下では、 $\theta$  を労働市場の逼迫度と呼ぶが、概念的には有効求人倍率に近い。この比率が大きいほど、失業者数に対する求人数が増えるため、企業にとって労働者とマッチすることが難しくなる。

定常状態における注目地域の人口は  $n$  で表し、他地域の人口は注目地域の  $a$  倍の規模を持ち  $n_0(=an)$  で表す。注目地域および他地域の出生率をそれぞれ  $\gamma$ 、 $\gamma_0$  で表す。新規に生まれる労働力のうち、一定割合  $\phi$  の労働者は就業者として流入するものとする。これは、新規学卒者のように就職活動などを通じてマッチングを済ませて流入する労働者である。また、注目地域の新規労働力が他地域に移動した場合、マッチングを済ませて就業者として流入する割合は  $\phi_E$  であるとする。これと同様のことが他地域の新規労働者にも当てはまる。他地域の新規労働者がその地域内に残る場合、割合  $\phi_0$  の労働者は就業者として参入することになり、注目地域へ移動する場合には割合  $\phi_I$  の労働者が就業者として流入するものとする。新規労働者が地域を変更して仕事を見つけることは、容易にも困難にもなることを想定している。

企業がサーチしている時には每期費用  $k$  が必要であり、労働者がサーチしている時には每期  $b$  の利得を得る。労働者が仕事を探す場合には、一度失業プールに入らなければならないと考える。すなわち、仕事をしながらサーチは行わない。

各時点において労働市場全体で新規に成立するマッチの数  $m$  はマッチング関数  $m = m(v, u)$  で表される。この関数  $m = m(v, u)$  は  $v$  と  $u$  に関して 1 次同次である。企業がサーチに成功して労働者を見つける確率は  $q(\theta) \equiv m/v = m(1, u/v) = m(1, 1/\theta)$ 、労働者がサーチに成功して仕事を得る確率は  $q(\theta) \cdot \theta = m/u = (m/v) \cdot (v/u)$  と表現す

ることができる。サーチモデルに標準的なものであるが、 $q(\theta) + \theta q'(\theta) > 0$  を仮定する。

なお、新規に参入する労働者は、必ず最初に失業プールに入るものとする。

企業と労働者のマッチが成功すると、労働者による貢献が生産性  $y$  として実現する。マッチは様々な理由によって解散するが、この解散のタイミングは每期発生確率が  $s$  であるポワソン分布に従う確率過程であるとする。この確率  $s$  を本稿では離職率と呼ぶ。以下では、修正割引率  $r(= \rho + \delta)$  を用いる。

雇用状態にある企業の資産方程式は次のようになる<sup>4)</sup>。

$$\rho J = y - w + \delta[V - J] + s[V - J] \quad (1)$$

雇用状態そのものを資産と見た場合、収益はフローの利得にマッチの消滅あるいは解散によるキャピタルロスを加えたものになっている<sup>5)</sup>。後に明らかになるように、空席状態の企業の資産価値はゼロであるから、 $V = 0$  を(1)式に代入して整理すると次式を得る。

$$J = \frac{y - w}{r + s} \quad (2)$$

雇用されている労働者の資産方程式は次のようになる。

$$\rho W = w - \delta W + s[U - W] \quad (3)$$

この式から次式を得る。

$$W - U = \frac{w - rU}{r + s} \quad (4)$$

賃金はナッシュ交渉によって決定されるとする。労働者の交渉力を  $\beta$  とすると次式を満たすように賃金は決定される。

$$(1 - \beta)[W - U] = \beta[J - V] \quad (5)$$

この条件式に  $V = 0$ 、(2)および(4)の 2 式を代入しまとめると、次の賃金式を得る。

$$w = \beta y + (1 - \beta)rU \quad (6)$$

空席状態の企業の資産方程式は次のようになる。

$$\rho V = -k + q(\theta)[J - V] \quad (7)$$

競争的市場では、空席状態の資産価値がゼロになるまで企業は空席を設けることになる。この時、 $V = 0$  を(7)式に代入することにより、次式を得る。

$$J = \frac{k}{q(\theta)} \quad (8)$$

失業状態の労働者の資産方程式は次のようになる。

$$\rho U = b + \theta q(\theta)[W - U] - \delta U \quad (9)$$

ここで、(3)式と(6)式を用いて

$$W = \frac{\beta y + [(1 - \beta)r + s]U}{r + s}$$

を得る。この結果を(9)式に代入することにより、失業状態の資産価値を次のように得る。

$$rU = \frac{\beta q(\theta)\theta y + (r + s)b}{r + s + \beta q(\theta)\theta} \quad (10)$$

このように、失業状態の収益は雇用された時のフローの生産性  $y$  と失業時におけるフローの利得  $b$  の加重平均で示される。

(7)式に(5)式を代入し、(9)式から得た  $\theta q(\theta)[W - U] = rU - b$  という関係式と  $V = 0$  を用いて整理すると、失業状態の資産価値を次のように表すことができる。

$$rU = b + \frac{\beta \theta k}{1 - \beta} \quad (11)$$

ここで、(6)式と(11)式を用いて次の賃金式を得る。

$$w = \beta y + (1 - \beta)b + \beta \theta k \quad (12)$$

さて、(2)、(8)、(12)の3式を用いてまとめると、空席供給の条件を示す「雇用創出条件」を以下のように得る。

$$\frac{(1 - \beta)(y - b) - \beta \theta k}{r + s} = \frac{k}{q(\theta)} \quad (13)$$

このモデルでは、労働者の地域間移動がどのような形であっても、この式に基づいて均衡の逼迫度が決定される。

他地域からの流入者は  $\phi_l W + (1 - \phi_l)U - c \geq \phi_0 W_0 + (1 - \phi_0)U_0$  を満たすので、この条件式を(4)式および(11)式を用いて変形すると次のようになる。

$$\begin{aligned} [r(r + s)]^{-1} \cdot & \left[ \phi_l \beta r y + (r + s - \phi_l \beta r) \right. \\ & \left. \left( b + \frac{\beta \theta k}{1 - \beta} \right) \right] - \phi_0 W_0 - (1 - \phi_0)U_0 \geq c \end{aligned} \quad (14)$$

ここで、(14)式の左辺の値を  $X$  とおくことにする。他地域からの流入は、他地域で新規に生まれる労働力のうち  $F(X)$  の割合である。同様に、注目地域より他地域への流出は、 $\phi_e W_0 + (1 - \phi_e)U_0 - c \geq \phi W + (1 - \phi)U$  が条件となるので先程と同様に变形して

$$\begin{aligned} -[r(r + s)]^{-1} \cdot & \left[ \phi \beta r y + (r + s - \phi \beta r) \right. \\ & \left. \left( b + \frac{\beta \theta k}{1 - \beta} \right) \right] + \phi_e W_0 + (1 - \phi_e)U_0 \geq c \end{aligned} \quad (15)$$

を得る。この式の左辺の値を  $Y$  とおくことにする。すると、注目地域より他地域への流出するのは、新規に生まれる労働力のうち  $F(Y)$  の割合となる。以上をふまえると、このモデルにおける労働者のフローは図1のようになる。

注目地域の人口変動については、(人口変化分) = - (死亡者数) + (同一地域内からの新規流入数) + (他地域からの新規流入数) という関係式から、次のように得る。

$$\frac{dn}{dt} = -\delta n + \gamma n [1 - F(Y)] + \gamma_0 a n F(X) \quad (16)$$

均衡状態における当該地域の相対人口  $\frac{n}{n_0} \left( = \frac{1}{a} \right)$  は次のようになる。

$$\frac{n}{n_0} = \frac{1}{a} = \frac{\gamma_0 F(X)}{\delta - \gamma [1 - F(Y)]} \quad (17)$$

この式から次の命題を得る。

**命題 1** 地域の生産性が上昇すると労働市場の逼迫度が上昇し、均衡相対人口も大きくなる。また、賃金水準も向上する。

**証明** (13)式より  $\frac{d\theta}{dy} > 0$  を得る。 $\frac{r+s}{\beta r} > 1$  ならば、常に  $\frac{\partial X}{\partial \theta} > 0$  かつ  $\frac{\partial Y}{\partial \theta} < 0$  である。よって、(17)式から  $\theta$  が上昇すると、分子は大きく分母は小さくなるため、均衡相対人口は大きくなる。(証明終わり)

失業者の動向については次のように示される。

$$\frac{du}{dt} = s(n-u) - \theta q(\theta)u - \delta u + (1-\phi)\gamma n [1 - F(Y)] + (1-\phi_l)\gamma_0 a n F(X) \quad (18)$$

定常状態における(16)式と(18)式より、均衡状態における失業者数を次のように得る。

$$u = \frac{s + (1-\phi_l)\delta + (\phi_l - \phi)\gamma [1 - F(Y)]}{s + \delta + \theta q(\theta)} \cdot n \quad (19)$$

(19)式の最初の等式を用いることにより、このモデルにおける均衡失業率を次式のように得る。

$$z = \frac{u}{n} = \frac{s + (1-\phi_l)\delta + (\phi_l - \phi)\gamma [1 - F(Y)]}{s + \delta + \theta q(\theta)} \quad (20)$$

このモデルにおいては、均衡失業率は注目地域の出生率や新規労働者の就職割合などの影響も受けながら決定されることが分かる。(20)式を微分すると

$$\frac{dz}{d\theta} = (s + \delta + \theta q(\theta))^{-2} \times \left\{ (s + \delta + \theta q(\theta))(\phi - \phi_l)f(Y) \cdot \frac{\partial Y}{\partial \theta} - [s + (1-\phi_l)\delta + \gamma(\phi_l - \phi)(1 - F(Y))] \cdot (q(\theta) + \theta q'(\theta)) \right\} \quad (21)$$

を得る。カッコ内の第2項は負であるが、第1項は正負いずれも取りうる。 $\phi \geq \phi_l$  ならば、すべての項が負になるので、労働市場の逼迫度  $\theta$  が上昇すると失業率は小さくなる。

地域の賃金と失業率の逆相関を表す賃金カーブについて、このモデルから導出できるかどうか検討しよう。(12)式を変形して得た式  $\theta = \frac{w - \beta y - (1-\beta)b}{\beta k}$  を  $\theta = \theta(w, y, b, k)$  で表し、(20)式に代入することにより、次の式を得る。

$$z = \frac{s + (1-\phi_l)\delta + (\phi_l - \phi)\gamma [1 - F(Y[\theta(w, \cdot), \cdot])]}{s + \delta + \theta(w, \cdot) \cdot q[\theta(w, \cdot)]} \quad (22)$$

この式がこのモデルにおける賃金カーブをインプリシットに表すことになる。この式を解釈するため、地域の生産性格差によって容易に賃金カーブを導出できることを示そう。命題1と、賃金式である(12)式および雇用創出条件である(13)式を用いた比較静学分析を通じて次に示すような命題を得る。

**命題 2** 地域の生産性が大きくなると、労働市場の逼迫度  $\theta$  は上昇し賃金も上昇する。この時さらに、 $\phi \geq \phi_l$  ならば失業率も低下する。すなわち、賃金カーブを得ることになる。

**証明** (13)式より  $\frac{d\theta}{dy} > 0$  を得る。(12)式より  $\frac{dw}{dy} = \beta + \beta k \cdot \frac{\partial \theta}{\partial y} > 0$ 。(21)式の分析から、 $\phi \geq \phi_l$  ならば  $\frac{dz}{d\theta} < 0$  を得るので、 $\frac{dz}{dy} = \frac{dz}{d\theta} \cdot \frac{d\theta}{dy}$  を得ることになる。(証明終わり)

地域の生産性が高い場合には、企業が積極的に求人を出すために労働市場の逼迫度（求人倍率）が高くなる。逼迫度が高くなると雇用機会が増加するので、労働者は賃金交渉を有利に進めることができ、そのために賃金水準は高くなる。



また、労働者と求人のマッチングがうまく進むために、当該地域の失業率は減少することになる。したがって、生産性の高い地域では高い賃金水準と低い失業率が見られることになり、生産性の低い地域では逆の関係が見られる。すなわち、賃金カーブが出現することになる。

ここで、今までの議論を人口移動がないと仮定した場合と比較することにより、次のような命題を得る。

**命題 3** 地域の生産性が大きくなると、労働市場の逼迫度  $\theta$  は上昇し賃金も上昇する。ある条件下では、他地域との間で人口移動がある場合には、人口移動がない場合に比べて失業率を減少させる効果は小さくなる。すなわち、人口移動を考慮すると賃金カーブの傾きは急になる。

**証明** 命題 2 の証明と同様に  $\frac{d\theta}{dy} > 0$  および  $\frac{dw}{dy} > 0$  を得る。(21)式において、

$$\gamma(s+\delta+\theta q(\theta))^{-2}(\phi-\phi_l) \cdot \left\{ (s+\delta+\theta q(\theta)) \cdot f(Y) \cdot \frac{\partial Y}{\partial \theta} + [1-F(Y)](q(\theta)+\theta q'(\theta)) \right\}$$

の項は人口移動がある場合に存在する項であるが、正負は確定できない。ここで  $\phi \geq \phi_l$  としよう。カッコ内の第 1 項は負で第 2 項は正であるが、第 2 項の  $F(Y)$  が十分小さい（人口流出が小さい）などの理由で後者の効果が強ければ、上記の項全体が正となる。この場合、人口移動がある場合には、人口移動がない場合に比べて  $\frac{dz}{d\theta}$  にある負の項の影響は弱められることになる。 $\frac{dz}{dy} = \frac{dz}{d\theta} \cdot \frac{d\theta}{dy}$  により、人口移動がある場合には  $\frac{dz}{dy}$  の大きさは小さく負となる。また、 $\phi < \phi_l$  であり、かつカッコ内の第 2 項のうち  $F(Y)$  が十分大きい（人口流入が大きい）などの理由で、上記の項全体が正である場合も同様である。(証明終わり)

先の議論と同様に、生産性の高い地域は労働市場の逼迫度は高まり賃金も上昇する。高い賃金水準は労働者にとって大きな魅力であるが、逼迫した労働市場もまた仕事を探す者にとっては有利な条件となる。人口移動がある場合には、この両者が魅力となって他地域から人口が流入

することになる。H-Tの議論と同様に、人口の流入により失業率も上昇することになる。失業率を増加させる力が働くことから、逼迫した労働市場によりマッチングが改善して失業率が低下するメカニズムは弱められることになる。

なお、このモデルにおいて  $\phi_l = \phi$  の場合、すなわち他地域の新規労働者が注目地域と同様の割合で注目地域の失業プールに入ると仮定すると、均衡失業率は次のような式で与えられる。

$$z = \frac{s+(1-\phi_l)\delta}{s+\delta+\theta q(\theta)} \quad (23)$$

この場合、労働市場の逼迫度  $\theta$  が同じという条件の下で、人口移動が全くない場合と比較して失業率は低下することになる。命題 3 で示したように、人口移動があると賃金カーブの傾きが急になることを示している。

### 3. 実証分析の方法とデータ

本節では、1997年から2001年までの5年間について47都道府県別のデータを使用してパネルデータ分析を行う。まず賃金関数を推計することにより、賃金カーブに関する議論を行うことにする。被説明変数は、「賃金構造基本統計調査」（厚生労働省）における「きまって支給する現金給与額（月額）」に「年間賞与その他特別給与額」の12分の1を足した平均賃金（対数値）であり、都道府県・時点別に算出する。他方、説明変数の完全失業率については「労働力調査参考値」（総務省）を用いる<sup>9)</sup>。

本稿では失業率以外に3つの説明変数を考察する。第1は、1人当たり県内総生産である。前節の(21)式は、賃金関数をインプリシットに表現したものであるが、外生変数として生産性パラメーター ( $y$ ) が入っている。この代理指標として採用したのが、この変数である。具体的には、「県民経済計算」（内閣府）から得られた都道府県別総生産額をそれぞれの都道府県の人口で割ったものである。「県民経済計算」によるデータの制約として、「年度」（4月～翌年3月）のものしか得られない点とあまり最新のデータ

が得られない点（2004年8月現在、2001年度が最新である）が挙げられる。人口については、2000年は「国勢調査」（総務省）、それ以外の年は人口推計（総務省）からデータを求めた（単位は万人）。なお、この変数についても自然対数に変換したものを説明変数に用いる。

第2は、サービス業の県内総生産比率であり、地域の産業構造を代表する説明変数となる。産業によって求める労働者のタイプは異なっていることが通例であり、したがって地域の産業構造が異なれば、労働需要の内容は変わりうる。その結果、賃金と失業率とのリンクにも影響を与える可能性が高い。それと同時に、産業によって離職率が異なるため、(21)式に含まれる離職率（ $s$ ）の効果をこの変数がピックアップすることも期待される。データ出所は先ほどと同じく「県民経済計算」（内閣府）である。

第3は、若年者比率であり、各都道府県人口に占める若年者（15～29歳）人口の比率である。まず、若年者が多い地域においては離職率が高まるため、それが賃金関数の形状に影響を与えることが考えられる。また、ある地域の若年者比率が高いことは、中長期的にみて人口流入が盛んであることを意味する。すなわち、若年者比率はやや長いスパンでみた労働移動の指標となる可能性が高い。若年者の多くは、単身である、もしくは持ち家を保有しないなどの理由により、移動費用が比較的低いと想定できる。このため、人口移動の少なからぬ部分は若年者となり、人口超過流入（流入数マイナス流出数）の多い県では若年者比率が高くなる。前節のモデルで明らかになったように、労働移動は賃金関数の傾きに大きな影響をもたらすので、その代理変数たる若年者比率も賃金関数の形状を規定する重要な要因となりうる。

なお、本稿において地域間人口移動そのものを説明変数として利用しなかったのには、2つの理由がある。第1に、労働移動が賃金水準を規定するのみならず、賃金水準が移動を引き起こす側面があるため、移動データそのものを用いると推計における内生性のバイアスが生じやすい。代理変数として若年人口比率を用いれば、

そのような問題を緩和することが可能となる<sup>7)</sup>。

第2に、前節のモデルでは移動フローが賃金水準に大きな影響をもたらすという結果を得たが、実際のメカニズムは、移動フローが労働力ストックを変化させ、それが賃金に影響を与えると考えられる。したがって、若年人口比率は、移動を通じたストックの変化をうまく捉えるものと期待される。

#### 4. 推計結果

最初に、5年間の都道府県別データをプールした推定を行うことにする。推定結果は表1にまとめてある。方程式(1)にあるように、平均賃金と完全失業率の間に単純な相関は見られない。方程式(2)以下は、失業率以外の変数を加えたケースを示す。1人当たり県内総生産および若年人口比率は賃金に対して有意にプラスの効果をもち、サービス業比率についてはマイナスの効果が検出されたが、失業率の係数の符号は安定せず、有意性が低い。このように、プールデータからは平均賃金と完全失業率の逆相関を示す賃金カーブはほぼ現れない。

続いて、賃金関数についてパネルデータ分析を進めよう。分析の各時点において、日本経済全体が経験するマクロショックや経済情勢など時点固有の効果が存在するかもしれない。このような時点別の効果をコントロールすれば結論はどうなるであろうか。賃金関数の推計にあたっては若年者比率を含まないモデルと含むモデルを考えた。ハウスマン検定の結果、若年者比率を含まないモデルでは時点効果は変量効果(random effect)モデルが、若年者比率を含むモデルでは固定効果(fixed effect)モデルが採択された。推定結果については、前者は表2、後者は表3に示している。表2の方程式(1)および(2)は明らかに説明力が低い、説明変数として1人当たり県内総生産が追加された方程式(3)および(4)は説明力が向上している。

若年者比率を含まないモデルで明らかの特徴は、完全失業率の符号が正になっている点である。この結果はH-Tの補償賃金仮説に整合的な結果である。この仮説によると、よりよい労働条件

を求めて地域間を移動する労働者は賃金の高い地域に殺到するため、その地域の失業率が上昇する。すなわち、地域の賃金と失業率は正の相関をもつ。サービス業は、製造業に比べると入職が活発であるが賃金が低くなる傾向がある。この傾向を反映して、サービス業比率の符号はマイナスとなっている。ここでも、1人あたりの県内総生産が高い都道府県では平均賃金も高いことが確認できる。方程式(4)によれば、賃金の原資とも言うべき県内総生産が1%上昇すると平均賃金が0.48%上昇する。

若年者比率を含むモデルでは固有効果モデルが選択され、表3のような結果を得ている。サービス業比率および1人あたり県内総生産の符号は表2の結果と同様であるが、完全失業率の符号が負になっている点が明らかな特徴である。この結果はB-Oの賃金カーブの議論と整合的な結果である。前節で述べたように若年者比率は理論モデルにおける人口移動の代理指標であるため、若年者比率を含まない表2のモデルは人口移動をコントロールしていない推計であり、表3のモデルは人口移動をコントロールした推計となる。したがって、表2の分析はH-Tの議論と整合的であり、表3の分析はB-Oの賃金カーブの議論と整合的である。

表3の結果は極めて良好である。方程式(4)によれば、完全失業率が1%ポイント上昇すると平均賃金は2.21%減少し、サービス業の県内総生産比率が1%ポイント上昇すると平均賃金は0.6%低下する。若年者比率が1%ポイント上昇すると平均賃金が0.6%上昇し、1人当たり県内総生産が1%上昇すると平均賃金が0.24%上昇する。若年者比率が高い都道府県では平均賃金も高くなっている。先に述べたように若年者比率は人口移動の結果を部分的に示すと考えられるので因果関係としては逆に、平均賃金の高い地域には若年者を中心とした人口移動がある可能性を示している。本来の因果関係からすると、若年者は一般に低賃金であるため、若年者比率の上昇は平均賃金の低下をもたらさなければならない。この点については、後に示すように都道府県の固有効果を考慮に入れて分析を行うことで改

される。

次に、各都道府県固有の効果をコントロールした上で賃金関数を推定することにしよう。各都道府県固有の効果としては、地理的な要因による人口移動の性向、産業構造の特性などが含まれる。推定結果は表4のとおりであるが、この推定ではハウスマン検定により固有効果モデルが選択された。したがって、各都道府県には固有の効果が存在することがまず確かめられた。表4から、全体的に有意な変数が少ないことがわかる。この理由は今回の分析で用意した説明変数の多くが各都道府県の（時間を通じて変化しない）特性を大いに反映しているためと考えられる。例えば、若年者比率が低い県は、若年者が少ないことそのものが県の特性になっている可能性がある。サービス業比率や1人あたり県内総生産までもが有意でない点は、これらが都道府県の固有効果に吸収されてしまっている可能性を示唆している。全体的に有意な変数が少ない中、完全失業率の符号はマイナスでかつ有意である。この結果は各都道府県について時系列でみた場合にも、平均賃金と完全失業率の負の相関を見ることができていることを示している。B-Oの賃金カーブの議論は同一時点で見えたクロスセクションデータで行われることが多いが、時系列でみても賃金カーブが現れることを示す興味深い結果である。方程式(6)によれば、完全失業率が1%ポイント上昇すると平均賃金が0.61%低下することになる。表4の結果の興味深い点として、若年者比率の符号が有意性は弱いもののマイナスになっている点を挙げることができる。若年者は一般に低賃金であるため、若年者比率が高まると平均賃金が低下することを示している。方程式(4)によれば、若年者比率が1%ポイント上昇すると平均賃金は0.425%低下する。

## 5. おわりに

本稿では、理論と実証の両面から人口移動と賃金カーブの関係について分析を行った。単純なサーチモデルを用いて定式化すると、人口移動が存在しない場合には、地域の生産性格差によって平均賃金と完全失業率に負の関係があるこ



とが導かれ、Blanchflower and Oswald (1994) の賃金カーブを得る。一方、人口移動があると仮定すると負の関係は弱められる。そこで、日本の都道府県別データを用いて平均賃金を説明する関数を推定したところ、若年者比率を説明変数から外した推計では、完全失業率の係数は正となりHarris and Todaro (1970) の補償賃金仮説に沿う結論を得る。これに対して、若年者比率を説明変数に含む推計では、完全失業率の係数は負となりB-Oによる賃金カーブの議論と整合的な結果を得た。若年者比率は人口移動の結果の一部を説明する変数と考え、前者は人口移動をコントロールしていない推計となる。このため、人口移動の影響を受けて補償賃金仮説に沿った結果を得たと考えられる。後者では人口移動をコントロールしたため、賃金カーブの議論と同様に負の関係が得られた。

日本の都道府県別データを用いて賃金カーブの計量分析を行った研究はあまり多くない。雇用の地域間格差が目立つようになってきた昨今においては、地域経済と雇用に関する研究の蓄積が望まれる。本稿の今後の課題として次の点を挙げる。第1に、移動する人口の年齢構成や従事する産業など人口移動の内容に関する分析を強化すべきである。第2に、より長期間のデータを準備することで、計量分析の信頼性を高めることである。ただし、都道府県レベルでは「国勢調査」などの5年おきのデータに依存することになるため、長期的な分析になる可能性がある。

(2009年6月15日受付、2009年7月6日受理)

## 注

- 1) ただし、この研究では失業率格差と規定要因の単純相関のみが検討されている。
- 2) 地域間の労働者構成の差を考慮して格差を算出する方法のひとつに、ラスパイレス賃金指数がある。労働政策研究・研修機構の試算によれば、全国を100とした場合のラスパイレス賃金指数は、南関東で108.3、九州・沖縄では90.8となっている(1996年)。労働者構成の違いを考慮に入れない単純な平均では、南関東が113.9、九州・沖縄が86.2なので、27.7ポイン

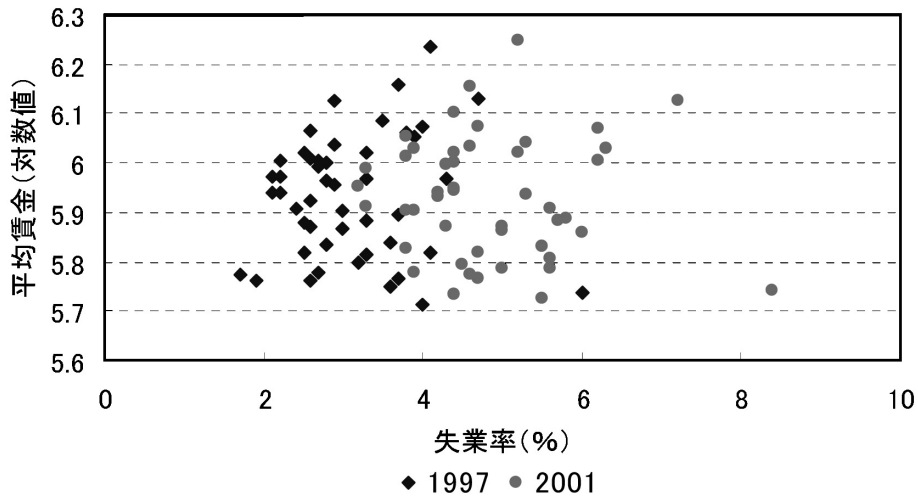
トの見せかけの格差のうち、9.7ポイントは労働者構成(性、学歴、年齢、勤続年数)によるものである。  
<http://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/lasp/index.html>を参照。

- 3) 太田・大日(1996)でも都道府県別データから賃金カーブが導出されているが、これも賃金関数に地域間労働移動を代表する変数を導入したことによるものと推測される。なお、地域間の労働移動についての最近の研究の中には、移動する労働者と移動しない労働者の差異を明確に考慮に入れるものがある(Devillanova, 2004)。日本についてはShioji(2001)を参照。
- 4) 資産方程式の導出については、離散時間モデルのベルマン方程式をまず作成し、時間に関する極限値を取ることで連続時間モデルの資産方程式を作るという説明が分かりやすい。詳しくはCahuc and Zylberberg (2004)の数学付録Dを参照されたい。
- 5) 以下に掲げる各資産方程式についても同様の解釈を与えることができる。
- 6) 2000年の完全失業率については「国勢調査」と「労働力調査参考値」の両方が得られるが、分析の一貫性を保つため後者を用いることにする。ただし、後者は1997年以後の値のみ得ることができる。
- 7) 太田・大日(1995)は人口移動変数の内生性を考慮しつつ賃金カーブの推計を行っている。

## 参考文献

- Blanchflower and Oswald(1994) *The Wage Curve*, Massachusetts: MIT Press.
- Cahuc, P. and A. Zylberberg (2004) *Labor Economics*, Massachusetts: MIT Press.
- Devillanova, C. (2004), "International Migration and Labor Market Imbalances," *Journal of Population Economics* 17: 229-247.
- Harris, J.R. and M.P. Todaro (1970), "Migration, Unemployment, and Development: A Two Sector Analysis," *American Economic Review* 60: 126-142.
- 厚生労働省(2003)「労働経済白書(平成15年版)」、日本労働研究機構、東京
- 水野朝夫(1992)「失業率の地域的構造とその決定因」、『日本の失業行動』、中央大学出版部、東京、第8章
- OECD(2000), "Disparities in Regional Labour Markets," in *Employment Outlook*, OECD, Ch.2.
- 太田聰一・大日康史(1995)「日本における地域間労働移動と賃金カーブ」、『日本経済研究』、32: 111-132.
- Pissarides, C. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, Massachusetts: MIT Press.
- Sato, Y. (2000), "Search Theory and the Wage Curve," *Economics Letters* 66: 93-98.
- Shioji, E. (2001), "Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 15: 29-49.

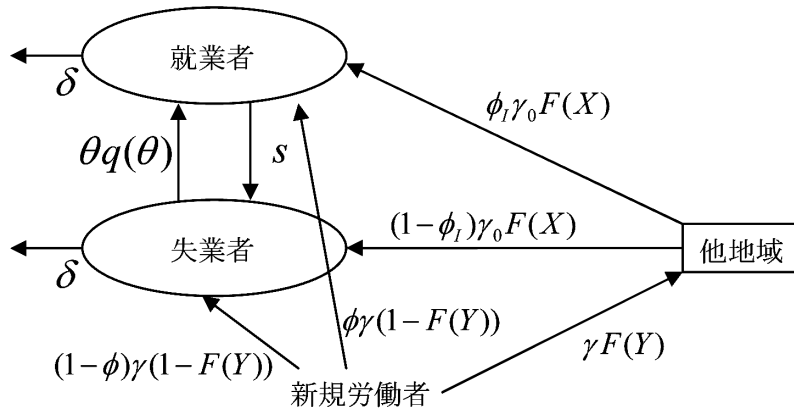
図1 平均賃金と失業率の散布図



(データ出所) 失業率:「労働力調査(都道府県別参考値)」, 総務省統計局。

平均賃金:「賃金構造基本調査」(厚生労働省)より、「決まって支給する現金給与」に「年間賞与」の12分の1を加えたもの。

図2 労働者のフロー



$X, Y$  はそれぞれ(14)式および(15)式の左辺の値である。

表1 賃金関数の推定（プールデータ）

| 平均賃金    |             |          |             |           |          |             |
|---------|-------------|----------|-------------|-----------|----------|-------------|
|         | 方程式(1)      |          |             | 方程式(2)    |          |             |
|         | 係数          | 標準誤差     | t値          | 係数        | 標準誤差     | t値          |
| 完全失業率   | 2.36E-03    | 6.92E-03 | 0.34072     | 0.016057  | 8.68E-03 | 1.84918 *   |
| サービス業比率 |             |          |             | -9.50E-03 | 3.71E-03 | -2.56196 ** |
| 定数項     | 5.91613     | 0.029411 | 201.153 *** | 6.04011   | 0.05645  | 106.999 *** |
| 修正済みR2  | -0.00379171 |          |             | 0.019618  |          |             |

| 平均賃金       |          |          |             |          |          |              |
|------------|----------|----------|-------------|----------|----------|--------------|
|            | 方程式(3)   |          |             | 方程式(4)   |          |              |
|            | 係数       | 標準誤差     | t値          | 係数       | 標準誤差     | t値           |
| 完全失業率      | 0.013261 | 5.51E-03 | 2.40654 **  | 0.032414 | 6.74E-03 | 4.81043 ***  |
| サービス業比率    |          |          |             | -0.01301 | 2.84E-03 | -4.58472 *** |
| 1人当たり県内総生産 | 0.471793 | 0.039053 | 12.0808 *** | 0.488279 | 0.037642 | 12.9716 ***  |
| 定数項        | 3.09827  | 0.234391 | 13.2184 *** | 3.16971  | 0.225428 | 14.0608 ***  |
| 修正済みR2     | 0.381172 |          |             | 0.43033  |          |              |

| 平均賃金       |           |          |             |           |          |              |
|------------|-----------|----------|-------------|-----------|----------|--------------|
|            | 方程式(5)    |          |             | 方程式(6)    |          |              |
|            | 係数        | 標準誤差     | t値          | 係数        | 標準誤差     | t値           |
| 完全失業率      | -7.24E-03 | 4.26E-03 | -1.70049 *  | 5.81E-03  | 5.32E-03 | 1.09374      |
| サービス業比率    |           |          |             | -8.28E-03 | 2.12E-03 | -3.90703 *** |
| 若年者比率      | 0.038265  | 2.66E-03 | 14.3654 *** | 0.036629  | 2.62E-03 | 13.9872 ***  |
| 1人当たり県内総生産 | 0.297452  | 0.030924 | 9.61876 *** | 0.31539   | 0.030361 | 10.3882 ***  |
| 定数項        | 3.45861   | 0.172545 | 20.0447 *** | 3.48863   | 0.167628 | 20.8117 ***  |
| 修正済みR2     | 0.671742  |          |             | 0.690834  |          |              |

(注)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。

表2 賃金関数の推定（時点変量効果モデル）

| 平均賃金         |                 |          |             |                 |          |              |
|--------------|-----------------|----------|-------------|-----------------|----------|--------------|
|              | 方程式(1)          |          |             | 方程式(2)          |          |              |
|              | 係数              | 標準誤差     | t値          | 係数              | 標準誤差     | t値           |
| 完全失業率        | 2.50E-03        | 6.98E-03 | 0.357621    | 0.016411        | 8.75E-03 | 1.87616 *    |
| サービス業比率      |                 |          |             | -9.53E-03       | 3.68E-03 | -2.59095 *** |
| 定数項          | 5.91557         | 0.029718 | 199.057 *** | 6.03933         | 0.056286 | 107.297 ***  |
| 修正済みR2       | -0.00379171     |          |             | 0.019611        |          |              |
| Hausman test | 0.18215(0.6695) |          |             | 0.36647(0.8326) |          |              |

| 平均賃金         |                |          |             |               |          |              |
|--------------|----------------|----------|-------------|---------------|----------|--------------|
|              | 方程式(3)         |          |             | 方程式(4)        |          |              |
|              | 係数             | 標準誤差     | t値          | 係数            | 標準誤差     | t値           |
| 完全失業率        | 0.014813       | 5.77E-03 | 2.56858 *** | 0.033237      | 6.84E-03 | 4.85779 ***  |
| サービス業比率      |                |          |             | -0.01308      | 2.84E-03 | -4.61384 *** |
| 1人当たり県内総生産   | 0.473645       | 0.03858  | 12.2768 *** | 0.489171      | 0.037585 | 13.0151 ***  |
| 定数項          | 3.08104        | 0.232023 | 13.279 ***  | 3.16237       | 0.225224 | 14.041 ***   |
| 修正済みR2       | 0.380971       |          |             | 0.430285      |          |              |
| Hausman test | 1.2128(0.5453) |          |             | 4.076(0.2534) |          |              |

(注)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。

表3 賃金関数の推定（時点固有効果モデル）

| 平均賃金         |                 |          |              |                 |          |             |
|--------------|-----------------|----------|--------------|-----------------|----------|-------------|
|              | 方程式(1)          |          |              | 方程式(2)          |          |             |
|              | 係数              | 標準誤差     | t値           | 係数              | 標準誤差     | t値          |
| 完全失業率        | -0.04948        | 5.24E-03 | -9.43819 *** | -0.04489        | 6.40E-03 | -7.0171 *** |
| サービス業比率      |                 |          |              | -2.71E-03       | 2.17E-03 | -1.25057    |
| 若年者比率        | 0.061037        | 2.76E-03 | 22.1073 ***  | 0.060514        | 2.79E-03 | 21.6959 *** |
| 修正済みR2       | 0.674388        |          |              | 0.675191        |          |             |
| Hausman test | 8.0296 (0.0180) |          |              | 8.0612 (0.0448) |          |             |

| 平均賃金         |                 |          |              |                 |          |              |
|--------------|-----------------|----------|--------------|-----------------|----------|--------------|
|              | 方程式(3)          |          |              | 方程式(4)          |          |              |
|              | 係数              | 標準誤差     | t値           | 係数              | 標準誤差     | t値           |
| 完全失業率        | -0.0335         | 5.06E-03 | -6.62255 *** | -0.0221         | 6.17E-03 | -3.58355 *** |
| サービス業比率      |                 |          |              | -6.00E-03       | 1.93E-03 | -3.11168 *** |
| 若年者比率        | 0.050397        | 2.79E-03 | 18.0906 ***  | 0.048415        | 2.81E-03 | 17.2462 ***  |
| 1人当たり県内総生産   | 0.228715        | 0.028679 | 7.97494 ***  | 0.246452        | 0.028717 | 8.58198 ***  |
| 修正済みR2       | 0.74453         |          |              | 0.753941        |          |              |
| Hausman test | 8.3588 (0.0391) |          |              | 8.3289 (0.0802) |          |              |

(注)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。

表4 賃金関数の推定(都道府県固有効果モデル)

| 平均賃金         |           |                |              |           |                |             |
|--------------|-----------|----------------|--------------|-----------|----------------|-------------|
|              | 方程式(1)    |                |              | 方程式(2)    |                |             |
|              | 係数        | 標準誤差           | t値           | 係数        | 標準誤差           | t値          |
| 完全失業率        | -5.82E-03 | 1.83E-03       | -3.17382 *** | -3.65E-03 | 1.42E-03       | -2.57273 ** |
| 若年者比率        | -4.35E-03 | 2.23E-03       | -1.948 *     |           |                |             |
| 1人当たり県内総生産   |           |                |              | -0.03926  | 0.062664       | -0.62654    |
| 修正済みR2       |           | 0.986366       |              |           | 0.986118       |             |
| Hausman test |           | 77.436 (0.000) |              |           | 24.316 (0.000) |             |

| 平均賃金         |           |                |              |           |               |              |
|--------------|-----------|----------------|--------------|-----------|---------------|--------------|
|              | 方程式(3)    |                |              | 方程式(4)    |               |              |
|              | 係数        | 標準誤差           | t値           | 係数        | 標準誤差          | t値           |
| 完全失業率        | -6.12E-03 | 2.15E-03       | -2.84451 *** | -5.84E-03 | 1.84E-03      | -3.17049 *** |
| サービス業比率      | 5.53E-04  | 2.03E-03       | 0.271538     |           |               |              |
| 若年者比率        | -3.95E-03 | 2.67E-03       | -1.47859     | -4.25E-03 | 2.30E-03      | -1.84626 *   |
| 1人当たり県内総生産   |           |                |              | -0.01135  | 0.064071      | -0.17712     |
| 修正済みR2       |           | 0.986298       |              |           | 0.986295      |              |
| Hausman test |           | 76.664 (0.000) |              |           | 93.38 (0.000) |              |

| 平均賃金         |           |                |             |           |                |              |
|--------------|-----------|----------------|-------------|-----------|----------------|--------------|
|              | 方程式(5)    |                |             | 方程式(6)    |                |              |
|              | 係数        | 標準誤差           | t値          | 係数        | 標準誤差           | t値           |
| 完全失業率        | -5.46E-03 | 2.13E-03       | -2.56498 ** | -6.10E-03 | 2.17E-03       | -2.81669 *** |
| サービス業比率      | 2.07E-03  | 1.82E-03       | 1.13756     | 4.93E-04  | 2.11E-03       | 0.233428     |
| 若年者比率        |           |                |             | -3.93E-03 | 2.68E-03       | -1.46414     |
| 1人当たり県内総生産   | -0.01378  | 0.066501       | -0.20719    | -7.39E-03 | 0.06644        | -0.11117     |
| 修正済みR2       |           | 0.986139       |             |           | 0.986225       |              |
| Hausman test |           | 30.521 (0.000) |             |           | 94.358 (0.000) |              |

(注)\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示している。



# The Wage Curve and Population Migration between Regions

— A Theoretical and Empirical Analysis of the Relationship —

Souichi Ohta and Hiroaki Sugiura

## Abstract

This paper analyses a relationship between population migration and the wage curve from both theoretical and empirical points of view. Using a simple search-matching model, when there is no population migration, we can derive a negative relationship between average wage and unemployment rate from regional productivity differences, and hence the wage curve of Blanchflower and Oswald (1994). On the other hand, our theory states that this negative relationship is weakened when there is a population migration.

The estimation of the average wage function using Japanese prefecture data suggests that, when the ratio of youth population is dropped from explanation variables, the coefficient of unemployment rate is positive and supports the compensated wage hypothesis of Harris and Todaro (1970). When the youth population ratio is included, the coefficient of unemployment rate is negative and it accords with the wage curve hypothesis developed by Blanchflower and Oswald.

When the ratio of youth population partly accounts for the population migration, the former is treated as an estimation which does not control the migration and hence accords with the compensating wage hypothesis. While the latter controls the migration and hence obtains the same results as those of the wage curve.